



UNIVERSIDAD PERUANA DE CIENCIAS APLICADAS

FACULTAD DE ECONOMÍA

**PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS
INTERNACIONALES**

**Efectos de la política monetaria de Estados Unidos en las principales economías
de Sudamérica: Evidencia sobre flujos de capital y tipo de cambio (2018–2023)**

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN

Para optar el grado de bachiller en Economía y Negocios Internacionales

AUTOR(ES)

Seragaki Collazos, Luis Kentoku

0009-0003-6974-3427

ASESOR(ES)

Ballena Dominguez, Victor Giovanni

0000-0003-2624-0785

Lima, 05 de septiembre de 2025

Dedicatoria

Dedico este trabajo a mis padres, por su amor incondicional, y sacrificio que me han permitido llegar hasta aquí. A mis hermanos por su apoyo constante y sus palabras de aliento. Gracias por ser mi motor en cada etapa de este camino.

Agradecimiento

Primero, agradecer a Dios por las oportunidades. Agradezco a mi asesor, el profesor Víctor Ballena, por su guía durante el desarrollo de este proyecto, así como a mis compañeros y amigos, con quienes compartí aprendizajes y desafíos.

Objetivo de Desarrollo Sostenible (ODS) relacionado: [Selecciona con (X) uno o más ODS relacionados con el tema de investigación del trabajo]

Objetivo de Desarrollo Sostenible (ODS)	Marque
ODS 1: Fin de la pobreza GDS 1: No poverty	
ODS 2: Hambre cero GDS 2: Zero hunger	
ODS 3: Salud y bienestar GDS 3: Good health and well-being	
ODS 4: Educación de calidad GDS 4: Quality education	
ODS 5: Igualdad de género GDS 5: Gender equality	
ODS 6: Agua limpia y saneamiento GDS 6: Clean water and sanitation	
ODS 7: Energía asequible y no contaminante GDS 7: Affordable and clean energy	
ODS 8: Trabajo decente y crecimiento económico GDS 8: Decent work and economic growth	X
ODS 9: Industria, innovación e infraestructuras GDS 9: Industry innovation and infraestructura	
ODS 10: Reducción de las desigualdades GDS 10: Reduced inequalities	
ODS 11: Ciudades y comunidades sostenibles GDS 11: Sustainable cities and communities	
ODS 12: Producción y consumo responsables GDS 12: Responsible consumption and production	
ODS 13: Acción por el clima GDS 13: Climate action	
ODS 14: Vida submarina GDS 14: Life bellow water	
ODS 15: Vida de ecosistemas terrestres GDS 15: Life and land	
ODS 16: Paz, justicia e instituciones sólidas GDS 16: Peace, justice and strong institutions	
ODS 17: Alianzas para lograr los objetivos GDS 17: Parnerships for the goals	

Declaración Jurada sobre uso de herramientas de Inteligencia Artificial

En la Facultad de Economía de la Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas (en adelante, **UPC**), instamos al uso responsable de herramientas o tecnologías de Inteligencia Artificial (**IA**), de manera que se puedan mantener altos estándares editoriales, proteger la propiedad intelectual y otros derechos, y fomentar la transparencia con los lectores.

Tesista(s) y Profesor(a) Asesor(a) (en adelante, “**los autores**”) son plenamente responsables de la realización del presente documento de investigación, el uso responsable de las fuentes de información, y de cualquier herramienta o fuente que se utilice en su creación.

En tal sentido, y considerando que:

1. Los autores han revisado cuidadosamente las Directrices para la Presentación de Documentos de Investigación (Art. 10 sobre uso de herramientas de Inteligencia Artificial)¹.
2. Los autores confirman que, en el proceso y culminación del presente documento:

Uso de herramientas o tecnologías de IA <i>[Dejar en blanco si es que no corresponde ningún caso]</i>	Marcar
NO se han aplicado herramientas o tecnologías de IA de ningún tipo	[]

Caso contrario, los autores confirman que, en el proceso y culminación del presente documento, se han aplicado herramientas o tecnologías de IA para:

Uso de herramientas o tecnologías de IA <i>[Dejar en blanco si es que no corresponde ningún caso]</i>	Marcar
<i>Investigación y recolección de información</i>	[X]

Tesista: <i>Luis Kentoku Seragaki Collazos</i> N° DNI: 74132584	Asesor(a): Víctor Giovanni Ballena Domínguez N° DNI: 09853135
--	--

¹ Se recalca que, si los autores han utilizado tecnología de IA para desarrollar cualquier parte del presente manuscrito, su uso debe describirse de forma transparente y detallada en la sección final de la presente declaración jurada. Los autores son plenamente responsables de la exactitud de la información proporcionada por la herramienta y de citar correctamente cualquier trabajo de apoyo del que dependa dicha información. Las herramientas generativas de AI no deben utilizarse para crear, alterar ni manipular datos y resultados de investigación originales. Las herramientas que se utilizan para mejorar la ortografía, la gramática y la edición general no se incluyen en el alcance de estas directrices de divulgación. La decisión final sobre si el uso de una herramienta generativa de AI es apropiado o permisible en las circunstancias de un manuscrito recae específicamente en el(la) Profesor(a) Asesor(a) u otra parte responsable de la política editorial de la UPC.

RESUMEN

El presente trabajo tiene como objetivo analizar los efectos de la tasa de interés de referencia de la Reserva Federal de Estados Unidos (FED) sobre los flujos de capitales y el tipo de cambio en las cinco principales economías de Sudamérica: Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú, durante el período 2018–2023. Para ello, se aplica un modelo VAR estructural con identificación tipo Cholesky, que permite evaluar el impacto dinámico de shocks monetarios externos sobre las variables. Los resultados muestran que un aumento inesperado en la tasa de la FED genera, en promedio, una salida significativa de capitales y presiones devaluatorias en la región, aunque con una marcada heterogeneidad entre países. Este análisis aporta evidencia empírica relevante para el diseño de políticas macroeconómicas en economías emergentes frente a escenarios de endurecimiento monetario global. De esta forma, se va a desarrollar respondiendo preguntas tales como, ¿Qué tan sensible son los países sudamericanos a las medidas de la tasa de política monetaria de la FED? ¿Cómo afecta a las economías las variaciones de la tasa internacional? ¿Qué países son más propensos a ser vulnerables y por qué?

Palabras clave: tasa de referencia; Reserva Federal; flujos de capital; tipo de cambio; Sudamérica; VAR estructural.

Effects of the U.S. Benchmark Rate on South America's Major Economies

2018-2023: Applied to Capital Flows and Exchange Rate

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the effects of the reference interest rate of the United States Federal Reserve (FED) on capital flows and the exchange rate in the five main economies of South America: Argentina, Brazil, Chile, Colombia and Peru, during the period 2018–2023. To this end, a structural VAR model with Cholesky-type identification is applied, which allows the dynamic impact of external monetary shocks on variables to be assessed. The results show that an unexpected increase in the FED rate generates, on average, a significant outflow of capital and devaluation pressures in the region, although with marked heterogeneity between countries. This analysis provides relevant empirical evidence for the design of macroeconomic policies in emerging economies in the face of scenarios of global monetary tightening. In this way, it will be developed by answering questions such as, How sensitive are South American countries to the Fed's monetary policy rate measures? How do variations in the international rate affect economies? Which countries are most likely to be vulnerable and why?

Keywords: reference rate; Federal Reserve; capital flows; exchange rate; South America; structural VAR.

u202111348_Seragaki Collazos, Luis Kentoku_Efectos de la política monetaria de Estados Unidos en las principales economías de Sudamérica: Evidencia sobre flujos de capital y tipo de cambio (2018–2023)

INFORME DE ORIGINALIDAD

10%	10%	5%	2%
INDICE DE SIMILITUD	FUENTES DE INTERNET	PUBLICACIONES	TRABAJOS DEL ESTUDIANTE

FUENTES PRIMARIAS

1	upc.aws.openrepository.com Fuente de Internet	2%
2	eprints.ucm.es Fuente de Internet	1%
3	www.obela.org Fuente de Internet	1%
4	repositorio.cepal.org Fuente de Internet	1%
5	repositorio.uchile.cl Fuente de Internet	1%
6	repositorio.uia.ac.cr:8080 Fuente de Internet	1%
7	hdl.handle.net Fuente de Internet	<1%
8	repositorio.banrep.gov.co Fuente de Internet	<1%
9	www.coursehero.com Fuente de Internet	<1%
10	repositorioacademico.upc.edu.pe Fuente de Internet	<1%
11	d.documentop.com Fuente de Internet	<1%

TABLA DE CONTENIDOS

1	INTRODUCCIÓN	1
2	ESTUDIOS PREVIOS	2
2.1	ANTECEDENTES DE FLUJO DE CAPITALAS:.....	2
2.2	ANTECEDENTES DE TIPO DE CAMBIO.....	4
3	MODELO TEÓRICO	5
3.1	METODOLOGÍA.....	7
3.1.1	Aplicación del VAR	7
3.1.2	Aplicación de otros test	9
4	HECHOS ESTILIZADOS	10
5	DISCUSIÓN	18
5.1	MODELO FLUJO DE CAPITALAS:.....	18
5.1.1	Conjunto:	19
5.1.2	Por países:.....	20
5.2	MODELO TIPO DE CAMBIO:	22
5.2.1	Conjunto:	22
5.2.2	Por países:.....	23
6	CONCLUSIONES	26
7	REFERENCIAS	28
8	ANEXOS	34
8.1	FLUJO DE CAPITALAS:	34
8.2	TIPO DE CAMBIO:	36

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. Tasa de referencia de la FED	11
Figura 2. Tasa de referencia mensual por países	12
Figura 3. Inflación	12
Figura 4. Índice EMBI por países.....	13
Figura 5.. Índice EMBI.....	13
Figura 6. Balanza comercial	15
Figura 7. Tipo de cambio.....	16
Figura 8. Flujo de capitales	17
Figura 9. PBI	17
Figura 10. IRF Conjunto.....	20
Figura 11. IRF Chile.....	21
Figura 12. IRF Argentina	21
Figura 13. IRF Colombia.....	21
Figura 14. IRF Brasil.....	21
Figura 15. IRF Perú	21
Figura 16. IRF Conjunto.....	23
Figura 17. IRF Peru	25
Figura 18. IRF Chile.....	25
Figura 19. IRF Argentina	25
Figura 20. IRF Colombia.....	25
Figura 21. IRF Brasil.....	25

1 INTRODUCCIÓN

El impacto de la tasa de referencia de Estados Unidos en el flujo de capitales y el tipo de cambio en economías emergentes es un tema con vasta literatura que viene desarrollándose desde hace décadas. Si bien ambas variables cuentan con sus respectivos determinantes, la tasa de interés impuesta por la Reserva Federal es un factor importante para cada una, y desde años recientes, Marzo 2022, viene creciendo de manera rápida y sin precedentes, Matschke et al. (2023). Las variaciones de política monetaria de la Reserva Federal pueden ser perjudicial o impulsar la economía de un país, dependiendo de diversos factores. Lozano, et al. (2013), menciona que los resultados de la crisis del Tequila en México 1994, se agravaron por el incremento de la tasa de referencia de Estados Unidos. Asimismo, los hechos confirman una masiva salida de capitales, ya que según el Banco de Mexico (2026), cerraron con un resultado trágico como la reducción en 20,000 millones de dólares las reservas internacionales, obligando a devaluar la moneda, déficits en cuentas nacionales, etc.

Otro caso muy significativo para la economía fue la denominada década pérdida en 1980, donde Volcker asume el cargo de la Reserva Federal, Alper (2008) menciona que se aumenta a más del 20% la tasa de referencia para combatir la inflación en Estados Unidos, esto generó consecuencias en el plano internacional, y Latinoamérica fue una de las principales víctimas. Según Steiner (1993), generó una masiva salida de capitales y la interrupción de flujos de capitales hacia Latinoamérica (de 62.6 mil millones dólares en 1973-81 a 21.7 mil millones en 1982-90). Asimismo, la tasa de crecimiento del PBI entre 1980-85, en diversos países como Argentina Chile, Uruguay, entre otros, fue negativo y ninguno de los demás países de Latinoamérica logró superar el 2% de crecimiento. A su vez, las crisis cambiarias y las devaluaciones abruptas que superaron el 100% en muchos países, etc. (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2026).

La relevancia del tema de la investigación viene dada por ese lado, Romero (2016) & Reinhart & Calvo (1999) arroja que la interrupción de flujos de capital afecta la estabilidad financiera en economías emergentes donde pueden generar graves daños, y una caída del producto. De manera opuesta, la bonanza de capitales menciona Calvo et al. (1993) y Lopez (1999), menciona que ha sido motivo de crecimiento económico y mayor acumulaciones de reservas internacionales. Por lo que podemos reafirmar que las economías emergentes de

Sudamérica cuentan con una alta dependencia del extranjero, tanto en el ámbito comercial como en el financiero, y van a ser los más expuestos ante variaciones del mercado internacional (Prebisch, 1949).

A lo largo del trabajo, enfocándonos en el impacto de las variaciones de la tasa de referencia de la FED en el flujo de capital y tipo de cambio, va a tener como objetivo principal analizar las relaciones, efectos y significancia que se puede encontrar entre las variables principales de estudio. Adicionalmente, se abordarán dos objetivos secundarios para conocer sobre qué país es más vulnerable y las posibles causas del por qué es que lo son, y qué tipo de medidas se puede implementar para evitar el menor efecto ante las variaciones de la tasa internacional. De esta forma, se va a mostrar los estudios previos que se han realizado hasta la fecha y el modelo teórico a emplear, junto a su metodología. A continuación, los hechos estilizados, y finalmente, la discusión de los primeros resultados arrojados. Mi hipótesis viene a estar dada por:

(H₀): La tasa de referencia de la FED no tiene efecto sobre los flujos de capital ni el tipo de cambio en las economías sudamericanas.

(H₁): La tasa de referencia de la FED tiene efecto sobre los flujos de capital y/o el tipo de cambio en las economías sudamericanas.

En síntesis, lo que se busca es responder a la siguiente pregunta de investigación: ¿Cuál es el efecto de la tasa de referencia de la Reserva Federal en el flujo de capitales y tipo de cambio en las economías de Sudamérica, considerando factores macroeconómicos locales para el periodo 2018-2023?

2 ESTUDIOS PREVIOS

2.1 ANTECEDENTES DE FLUJO DE CAPITALS:

La relación entre las tasas de interés y los flujos de capital ha sido ampliamente documentada en estudios teóricos, empíricos y econométricos, por lo que, comprender esta relación resulta fundamental para evaluar los impactos que puede generar en las economías de Sudamérica. Espinosa (2015), por ejemplo, explora cómo las subidas de tasas en Estados Unidos influyen en los movimientos de capital hacia los países del BRICS. Basándose en el marco conceptual de Forbes y Warnock, el autor encuentra que las decisiones de política monetaria de la Fed

afectan las inversiones de cartera en economías emergentes, mientras que el impacto sobre el tipo de cambio es más limitado. De forma complementaria, Uribe y Yue (2006) abordan el efecto de la tasa de interés estadounidense sobre los spreads soberanos en países en desarrollo. Sus hallazgos indican que los incrementos en la tasa elevan el riesgo percibido por los inversionistas, lo cual desincentiva la inversión externa. Por su parte, Steiner (1993), aunque no aplica herramientas econométricas, presenta un análisis integral de los flujos de capital en Argentina, Colombia y Chile. Concluye que las políticas cambiarias internas desempeñan un rol crucial para amortiguar los efectos negativos de dichos flujos. En el mismo sentido, Lozano et al. (2013) investigan cómo reaccionan fiscalmente los gobiernos latinoamericanos ante variaciones en el movimiento de capitales. El estudio evidencia que la tasa de interés de la Fed incide considerablemente en la entrada y salida de capital, particularmente en contextos de crisis.

Flores (2021), utilizando un modelo Probit, analiza la relación entre políticas contractivas de la Fed y la probabilidad de experimentar "sudden stops", concluyendo que una reducción en la liquidez monetaria eleva el riesgo de estos eventos, lo que exige una mejor preparación mediante políticas estabilizadoras. Montiel et al. (2022) afirman que las economías emergentes enfrentan mayores repercusiones frente al endurecimiento monetario de EE. UU., al observarse salidas de capital que conllevan a devaluaciones y menor dinamismo económico. En la misma línea, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2016) corrobora este fenómeno, señalando que los efectos sobre la inversión y el crédito son negativos, aunque con diferencias importantes entre países. Nuguer (2017) agrega una perspectiva empresarial al destacar que un aumento en la tasa de interés internacional reduce el financiamiento externo, lo que genera menores niveles de inversión y presión a la baja sobre el tipo de cambio real.

A manera general, diversos estudios encuentran una relación causal negativa entre incrementos en la tasa de la Fed y la entrada de capitales hacia países en desarrollo. Por ejemplo, Espinosa (2015) y Parra (2019), utilizando modelos VAR, muestran que alzas en la tasa de interés de EE. UU. generan salidas de capital desde economías como Perú, Colombia y Brasil, junto con presiones de depreciación sobre sus monedas locales. Desde una perspectiva estructuralista, Prebisch (1949) ya advertía la vulnerabilidad de las economías latinoamericanas frente a los ciclos financieros externos, debido a su alta dependencia del financiamiento externo y a la volatilidad de sus exportaciones.

2.2 ANTECEDENTES DE TIPO DE CAMBIO

Respecto al tipo de cambio, Arpita (2021) analiza la vinculación entre las tasas de la Fed y la evolución del tipo de cambio en Perú. La autora señala que las expectativas inflacionarias en Estados Unidos repercuten en las expectativas locales, afectando la política de tasas y, por ende, el tipo de cambio. Sin embargo, resalta que estos impactos son de naturaleza transitoria. Por otro lado, Beltrán (2023) examina la incidencia de las tasas estadounidenses en los flujos de capital de corto plazo en Colombia. Aunque reconoce la influencia del ciclo económico, destaca que el control de capitales puede ayudar a reducir la volatilidad cambiaria. Berumen y Arriaza (2006) analizan la economía guatemalteca mediante el modelo de Mundell-Fleming, encontrando que los sectores financiero y productivo tienen intereses contrapuestos respecto al tipo de cambio. Sus resultados muestran que un alza en las tasas de la Fed deteriora tanto el producto interno bruto como la moneda local.

De manera similar, Alper (2008) concluye que el fortalecimiento del dólar asociado al aumento de tasas perjudica a los países con deuda denominada en divisas extranjeras, una situación crítica en tiempos de crisis. Parra (2019) estudia la respuesta de la economía colombiana ante los cambios en la política monetaria estadounidense durante la crisis del 2008. Su análisis sugiere que las primeras fases del "Quantitative Easing" favorecieron una apreciación del peso colombiano, pero que la posterior subida de tasas provocó una salida significativa de capitales y tensiones en el mercado cambiario.

Ante esta exposición a riesgos externos, diversos estudios han evaluado la eficacia de las políticas de regulación de capital. Aguirre (2016), comparando los casos de Brasil, Perú e Islandia, encuentra que los controles temporales sobre los flujos y las herramientas macroprudenciales pueden mitigar la volatilidad tanto cambiaria como de flujos, especialmente si se implementan durante periodos de auge. Trabajos como los de Levy y Bustamante (2021) y Romero (2016) refuerzan esta visión desde la óptica del desarrollo financiero, señalando que aquellos países con sistemas financieros más desarrollados y marcos regulatorios más robustos son más capaces de absorber los choques externos. A nivel empírico, se encuentra una correlación negativa entre la tasa de la Fed y el tipo de cambio, aunque el grado de impacto varía según la existencia de amortiguadores institucionales.

La volatilidad de los flujos de capital es otro aspecto clave. Si bien estos movimientos pueden impulsar o frenar la actividad económica, una gestión inadecuada puede acentuar su inestabilidad. Así lo plantean Broto y Domínguez (2008), quienes, mediante un modelo de

panel con datos de 48 países, encuentran que una mayor tasa de interés en EE. UU. disminuye la volatilidad de la inversión extranjera directa, pero incrementa la inestabilidad de los flujos de cartera. Álvarez (2017) analiza el caso de Costa Rica entre 1999 y 2011, concluyendo que la entrada masiva de capitales impulsó el crédito, pero también generó presiones inflacionarias, forzando al Banco Central a intervenir en el mercado cambiario. Este conjunto de estudios evidencia el vínculo directo entre las decisiones de la Reserva Federal y las condiciones macroeconómicas de las economías emergentes, con efectos sobre el tipo de cambio, los flujos financieros y otras variables agregadas.

De esta forma, una vez obtenidos los resultados aplicados por el modelo a emplear, será posible evaluar qué tipo de política monetaria o fiscal puede ser la más adecuada para amortiguar los efectos negativos de los movimientos abruptos de capital, protegiendo así la estabilidad financiera y cambiaria en los países en desarrollo, capturando la heterogeneidad entre los países.

3 MODELO TEÓRICO

Las decisiones de política monetaria de la Reserva Federal de Estados Unidos (FED), especialmente los cambios en su tasa de interés de referencia generan efectos sobre las economías emergentes, principalmente afectan tanto la entrada o salida de capitales como la dinámica del tipo de cambio. De esta forma, los resultados de Uribe y Yue (2006) arroja que, los shocks de la tasa de interés estadounidense explican alrededor del 20% de los movimientos en la actividad agregada en las economías emergentes. En esta investigación se analizan ambos efectos de forma conjunta, ya que comparten determinantes globales, pero también responden a condiciones macroeconómicas internas diferenciadas.

Ante los incrementos de la tasa de referencia de estados unidos, Alper (2008), menciona que el diferencial al ser menor no va a cubrir el riesgo que tomen los inversionistas por invertir en el país emergente, permitiendo salidas de capitales de estos, donde van a ejercer presión sobre el mercado cambiario, generando una depreciación del tipo de cambio. Broto y Domínguez (2008) coinciden en que este canal financiero internacional es el principal mecanismo de transmisión para países como los sudamericanos.

Este fenómeno se explica desde la teoría de la paridad de tasas de interés, que postula que los diferenciales de tasas entre países deben reflejarse en movimientos esperados del tipo de cambio (Correa, 1992). Si el diferencial de tasas se reduce, o si aumenta el riesgo asociado

a invertir en mercados emergentes, los capitales migran hacia activos más seguros, depreciando las monedas locales.

$$i - i^* = \frac{E^e - E}{E}$$

Asimismo, el Banco Mundial (2023) advierte que un aumento en las tasas de interés en Estados Unidos encarece el acceso al financiamiento internacional y mejora la rentabilidad de los activos denominados en dólares, generando incentivos para la salida de capitales desde países emergentes hacia EE. UU

Teniendo en cuenta las teorías y modelos previos sobre flujos de capital, resulta clave considerar su clasificación, según Prasad et al. (2007), distinguen tres tipos principales. En primer lugar, la inversión extranjera directa (IED), caracterizada por su orientación de largo plazo y un mayor grado de control sobre los activos, en segundo lugar, se encuentra la inversión en cartera, que abarca instrumentos como bonos, acciones y otros activos financieros negociables, y finalmente, se identifican los flujos financieros y derivados, que incluyen préstamos bancarios, líneas de crédito y depósitos. Blanchard et al. (2015) distinguen entre la inversión extranjera directa (IED), generalmente más estable y de efecto expansivo, y los flujos de cartera o deuda externa, que son más volátiles y pueden resultar contractivos.

El modelo IS-LM-BP de Mundell-Fleming permite analizar el efecto de la política monetaria en una economía pequeña y abierta bajo distintos regímenes cambiarios. Según este marco, en un contexto de tipo de cambio flexible y movilidad perfecta de capitales, un aumento de la tasa de interés internacional genera una salida de capitales desde economías emergentes hacia activos denominados en dólares. Estos resultados van acompañados de lo desarrollado en el modelo, pues desplaza la curva BP hacia la izquierda y presiona al alza el tipo de cambio (depreciación de la moneda local), afectando el equilibrio externo y reduciendo el ingreso nacional. Shin y Bruno (2015) confirman que aquellas economías con menor credibilidad monetaria experimentan mayores presiones cambiarias ante estos choques.

$$BP = NX + CF(r - r^*) = 0$$

En síntesis, cada incremento en la tasa de la Fed se asocia con salida de capitales, caída en precios de activos, depreciación de la moneda y aumento en el riesgo país. (Matschke et al., 2023). Estos hallazgos reflejan que, a pesar del aprendizaje acumulado, las economías

emergentes siguen siendo vulnerables al ciclo monetario de EE. UU., y los patrones de reversión de flujos continúan reproduciéndose.

3.1 METODOLOGÍA

Con base teórica y empírica, el modelo VAR estructural con identificación de Cholesky se presenta como una herramienta adecuada para esta investigación, pues permite estudiar de forma conjunta y dinámica las relaciones entre la tasa de interés de la Fed, el tipo de cambio y los flujos de capital, además de capturar diferencias entre países, efectos rezagados y dinámicas de transmisión. Por ello, se trabajará con datos mensuales, que ofrecen mayor detalle sobre la evolución de corto y mediano plazo.

Existen múltiples variables que funcionan como determinantes del tipo de cambio y flujo de capital, sin embargo, la literatura y estudios como el de Espinosa (2015), se basa en 2 factores principales, externos (push) e internos (pull). Empezando por los factores push, son las que abarcan el plano internacional, y tomaremos en cuenta para ambos modelos a desarrollar la tasa de la FED, y sólo flujo de capitales, calificación de riesgo país (Índice EMBI). Mientras en los factores pull se encuentran aquellas que dependen plenamente del marco nacional macroeconómico, social y político, por un lado, enfocado en los flujos de capital, que incluirá la tasa de interés local, la inflación, la balanza de pagos, el crecimiento del PBI, el desarrollo financiero; y por otro lado, el tipo de cambio, que además incluirá expectativas de mercado, reservas internacionales, balanza comercial e IED.

El uso de una mayor cantidad de variables macroeconómicas locales se debe a un estudio realizado por Gil et al. (2013), donde menciona que, si bien es cierto, las variaciones en el entorno global son significativos, la coyuntura actual de las economías es muy relevante para el sector monetario.

3.1.1 Aplicación del VAR

La ecuación principal del modelo viene a estar dada por:

$$Y_{i,t} = A_1 Y_{i,t-1} + A_2 Y_{i,t-2} + \dots + A_p Y_{i,t-p} + BX_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

De manera general:

$$Y_t = \sum_{k=1}^p A_k Y_{t-k} + BX_t + \varepsilon_t$$

- $Y_{i,t}$: vector columna de variables endógenas para el país i en el tiempo t
- A_k : matrices de coeficientes de rezagos (de orden k)
- $X_{i,t}$: vector de variables exógenas
- B: matriz de coeficientes para las variables exógenas
- $\varepsilon_{i,t}$: vector de errores aleatorios.

La especificación de variables endógenas vendría a estar dada por:

$$Y_{i,t} = \begin{bmatrix} FC_{i,t} \\ TC_{i,t} \end{bmatrix}$$

Donde:

- $FC_{i,t}$: Flujo de capital neto del país i
- $TC_{i,t}$: Tipo de cambio nominal (o real) del país i

Mientras la especificación de variables con identificación de Cholesky vendría a estar dada por:

Donde:

$$\text{Flujo de capitales} = \begin{bmatrix} i_t^{fed} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & i_t^{nac} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & EMBI_{i,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & IAE & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & FC_{i,t} \end{bmatrix}$$

$$\text{Tipo de cambio} = \begin{bmatrix} i_t^{fed} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & IED_{i,t} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & BC_{i,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & EXP_{i,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & INFL_{i,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & TC_{i,t} \end{bmatrix}$$

Previo a la estimación, se evaluará la estacionariedad de las series mediante pruebas de raíces unitarias, y se seleccionará el número óptimo de rezagos utilizando criterios de información. Posteriormente, se realizarán las funciones de impulso-respuesta para trazar cómo reacciona cada variable ante choques externos, en este caso, la tasa de la FED y las pruebas de estabilidad del modelo.

3.1.2 Aplicación de otros test

Se planteará la prueba de raíz unitaria de Dickey Fuller y/o Zivot Andrews con quiebre estructural, justificado por la pandemia Covid 19, en donde en caso sea no estacionaria, se aplicará primeras diferencias.

H0: Raíz unitaria (no estacionaria)

H1: La serie es estacionaria.

$$\Delta Y_{i,t} = \rho_i Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_{i,j} \Delta Y_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Se debe elegir el número de rezagos para el VAR de acuerdo con criterios de información:

$$AIC(p) = \log\left(\frac{|\Sigma|}{T}\right) + \frac{2k^2p}{T}$$

- Σ : matriz de varianzas-covarianzas de los residuos,
- k: número de variables endógenas,
- p: número de rezagos,
- T: número de observaciones.

Las funciones de impulso-respuesta se derivan del sistema VAR transformado a su forma estructural o de vectores ortogonalizados, donde h es el horizonte de tiempo:

$$FIR(h) = \frac{\partial Y_{i,t+h}}{\partial \varepsilon_{i,t}}$$

Estabilidad del modelo:

$$\Phi = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ I_k & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I_k & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I_k & 0 \end{bmatrix}$$

Condición: $|\lambda| < 1$

Finalmente, los resultados serán interpretados a través de los coeficientes de impulso-respuesta entre la tasa de la fed y tipo de cambio/flujo de capitales respectivamente. Se pondrá especial énfasis en cómo estas reacciones varían entre países según la variabilidad de sus datos. Este enfoque permitirá extraer conclusiones sólidas y útiles para el diseño de políticas macroeconómicas en economías emergentes.

4 HECHOS ESTILIZADOS

Entre los años 2018 y 2023, las economías sudamericanas enfrentaron un entorno financiero global marcado por variaciones en la política monetaria de Estados Unidos. La tasa de interés de referencia de la FED, que a inicios de 2018 se ubicaba en torno al 1.41%, experimentó un ciclo de endurecimiento gradual hasta alcanzar su primer pico en diciembre de 2018 con un 2.27%, en un contexto de normalización monetaria tras la crisis financiera de 2008 (Reserva Federal, s.f). Sin embargo, con la llegada de la pandemia por COVID-19 en marzo de 2020, la Fed respondió con una rápida y contundente reducción de su tasa, que pasó de 1.58% en febrero a apenas 0.05% en abril de 2020, su nivel más bajo en décadas.

A partir del 2022, la Fed inició una serie de alzas aceleradas que llevaron la tasa desde 0.08% en enero de 2022 a 5.33% en diciembre de 2023 (Matschke et al., 2023). Este cambio de ciclo fue uno de los más rápidos en la historia reciente, y tuvo un impacto directo en América Latina, pues generó una salida de capitales de mercados emergentes, cuyos países con

fundamentos más débiles, mayores desequilibrios fiscales o menor credibilidad institucional vieron deteriorarse su posición externa con mayor rapidez (Montiel et al., 2022). En contraste, las economías con marcos de política más sólidos lograron enfrentar el shock con más herramientas obteniendo mejores resultados.

Este movimiento también alteró las condiciones de financiamiento externo para gobiernos y empresas latinoamericanas. A medida que el costo del dinero en dólares aumentaba, se redujo el apetito por activos emergentes, y muchas economías se vieron forzadas a ajustar sus tasas internas o intervenir en los mercados para contener presiones cambiarias e inflacionarias (Álvarez, 2017).

Figura 1

Tasa de referencia de la FED



Nota. De “Interest rates”, por Federal Reserve Bank of St Louis, 2026 (<https://fred.stlouisfed.org/categories/22>)

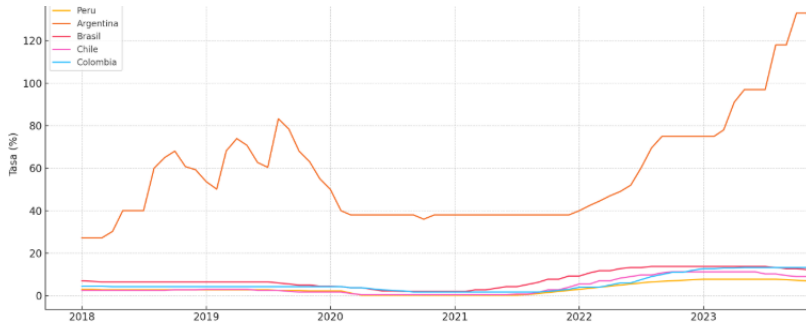
La política monetaria nacional, reflejada en la tasa de referencia establecida por cada banco central, mostró una dinámica diferenciada pero estrechamente influenciada por el comportamiento de la Reserva Federal. Países como Brasil y Chile iniciaron ajustes anticipados ante las presiones inflacionarias y la necesidad de contener la depreciación de sus monedas. El Banco Central de Brasil (BCB), por ejemplo, subió su tasa de referencia del 2% en 2021 a un pico de 13.75% en 2022, manteniéndola en ese nivel durante gran parte de 2023. Chile, por su parte, la elevó desde 0.5% en 2021 hasta 11.25% a fines de 2022, antes de empezar una reducción paulatina hacia 8.25% en diciembre de 2023.

En contraste, países como Perú y Colombia adoptaron posturas más graduales. El Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) mantuvo su tasa en 0.25% hasta mediados de 2021, y luego la ajustó progresivamente hasta 7.75% en 2023. Colombia también subió su tasa desde 1.75% en 2021 hasta 13.25% en 2023, aunque con una secuencia más extendida y cautelosa. Mientras que Argentina, enfrentando un contexto de alta inflación y desequilibrios

estructurales, mantuvo niveles extraordinariamente elevados, su tasa de política superó el 28% en 2022 y cerró 2023 en 6.75% nominal, aunque con instrumentos paralelos a tasas mucho mayores.

Figura 2

Tasa de referencia mensual por países

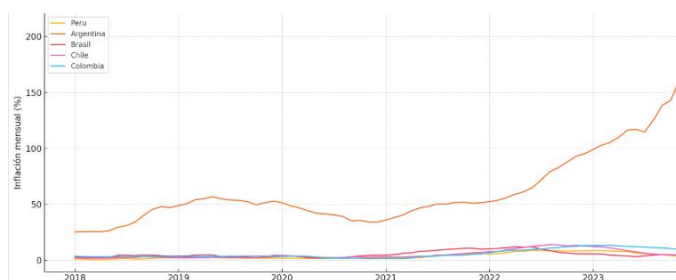


La inflación se mantuvo entre 2021 y 2022 con una tendencia ascendente, amplificada por choques externos, donde el índice de precios al consumidor en la mayoría de los países de la región tuvo un impacto de forma directa. Argentina es el caso más extremo: partió de un nivel elevado en 2018 (42%), pero cerró 2023 con una inflación de más del 135% anual, reflejando desequilibrios fiscales persistentes, escasa credibilidad monetaria y un entorno macroeconómico volátil. Colombia y Brasil también mostraron aumentos notables; en Colombia, la inflación saltó de apenas 1.5% en 2020 a 14.9% en 2022, mientras que en Brasil superó el 13% en 2021, antes de moderarse a 4.6% en 2023.

En el caso de Chile y Perú, aunque partieron de niveles históricamente bajos, ambos países enfrentaron presiones inflacionarias considerables. Chile pasó de una inflación de apenas 1.6% en 2018 a casi 8% en 2022, mientras que Perú escaló desde 3.7% en 2020 a más de 10% en 2021, antes de estabilizarse parcialmente en los años siguientes.

Figura 3

Inflación



Un factor clave en la transmisión del ciclo monetario global durante el periodo 2018–2023 fue el índice EMBI, una medida del riesgo soberano que refleja las primas exigidas por los inversionistas para mantener deuda de mercados emergentes (Uribe y Yue, 2006). Este indicador, sensible a los cambios en las tasas de interés internacionales y al apetito global por riesgo, suele elevarse en contextos de endurecimiento monetario o incertidumbre macroeconómica.

Durante este periodo, el aumento del EMBI fue notorio en países como Argentina y Colombia, coincidiendo con las fases más agresivas de alza de tasas por parte de la Reserva Federal. Según datos recopilados de JP Morgan (2026), Argentina, por ejemplo, el EMBI pasó de promediar alrededor de 4 puntos porcentuales en 2018 a niveles superiores a 25 puntos en 2023, con picos de más del 28% en ciertos meses de 2022, reflejando una combinación de riesgo país, inflación elevada y expectativas de default. Colombia, aunque con fundamentos más estables, no fue ajena al fenómeno. Su EMBI, que se mantuvo entre 1.5% y 2.5% en 2018–2019, escaló progresivamente hasta superar el 4.5% en la segunda mitad de 2022, en paralelo a las revisiones de riesgo por parte de calificadoras y a un entorno internacional más restrictivo. Arpita (2021) menciona que, en países con mejor reputación crediticia, como Chile o Perú, el índice es menos volátil, así se mantuvo relativamente bajo y estable en torno a 1.5% a 2.5%, aunque también mostraron ligeros repuntes durante los episodios de mayor tensión financiera global.

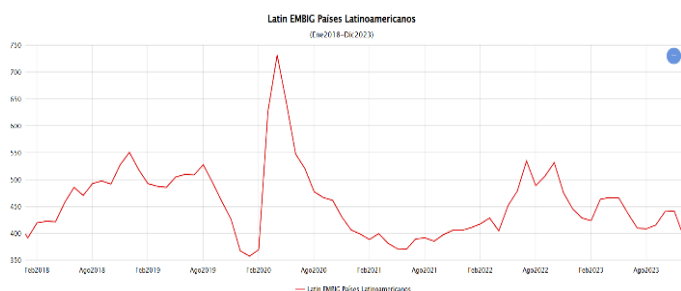
Figura 4

Índice EMBI por países



Figura 5

Índice EMBI



Nota. De “Emerging Markets Strategic Bond Fund”, JP Morgan, 2026 <https://am.jpmorgan.com/es/es/asset-management/per/products/jpm-emerging-markets-strategic-bond-a-acc-usd-lu1162084740>

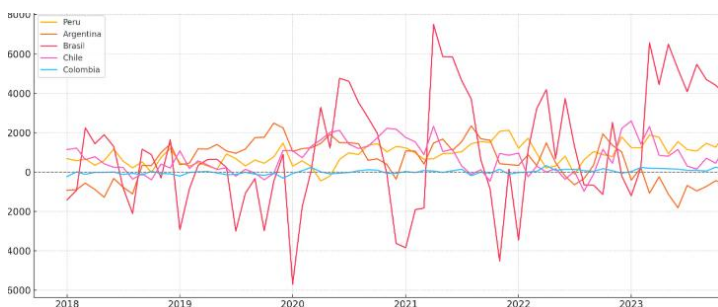
Las cuentas externas reflejan las tensiones con claridad, en términos de balanza comercial, se observaron fuertes fluctuaciones, muchas veces asociadas a condiciones desfavorables en los términos de intercambio, disrupciones logísticas globales o salidas netas de capital. Argentina, por ejemplo, pasó de un superávit comercial en 2021 de más de USD 1.4 billones a un déficit de USD -2.1 billones en 2023, mientras que su balanza de pagos se deterioró hasta alcanzar USD -16.5 mil millones en 2023, lo que refleja restricciones estructurales más profundas (Instituto Nacional de Estadística y Censos [INDEC], 2026).

Brasil, por su parte, presentó una mejora significativa en 2023 con un superávit comercial récord de USD 256 mil millones y una balanza de pagos positiva de USD 21.4 mil millones, después de tres años de saldos negativos (Banco Central do Brasil [BCB], 2026). En cambio, Chile, pese a recuperar superávit comercial en 2023, mantuvo una balanza de pagos volátil, alternando entre déficits en 2020 y 2022, y un saldo positivo de USD 6.7 mil millones en 2023 (Banco Central Chile, 2026).

Colombia destacó por sus déficits persistentes en la balanza comercial, mientras que su balanza de pagos pasó de USD 1.1 mil millones en 2018 a USD 1.7 mil millones en 2023, gracias al repunte de flujos financieros (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2026). Perú, pese a haber registrado superávits comerciales en años clave como 2021, cerró 2023 con una balanza de pagos negativa en USD -2.7 mil millones (Instituto nacional de estadística e informática [INEI], 2026).

Figura 6

Balanza comercial

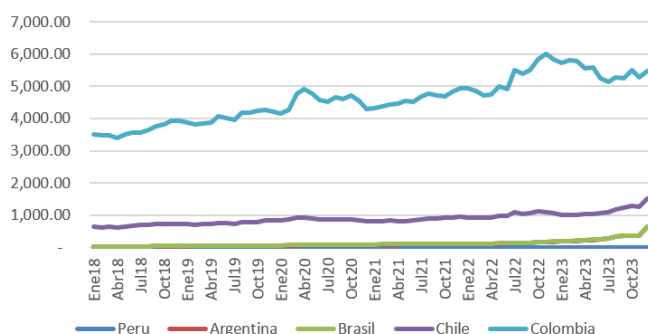


El tipo de cambio, que suele responder tanto a factores externos como internos, registró una fuerte volatilidad en los últimos años. Como lo señalan Uribe & Yue (2006), y lo corroboran Espinosa (2015) y Broto y Domínguez (2008), las decisiones de política monetaria internacional, especialmente de la Reserva Federal, inciden, en la dinámica cambiaria y en la percepción de riesgo país por parte de los inversionistas globales. Argentina destaca por una marcada y persistente depreciación del peso, con un tipo de cambio que pasó de niveles cercanos a 19 hasta superar los 630, reflejando procesos de inestabilidad (INDEC, 2026). En contraste, Brasil exhibió una depreciación moderada, con un promedio de 4,72 BRL/USD, influenciada por episodios de incertidumbre política y shocks externos, sin embargo, sin procesos de alta volatilidad (BCB, 2026).

Chile, por su parte, mostró un tipo de cambio relativamente estable en los primeros años, pero con una fuerte depreciación hacia el final del periodo, alcanzando máximos de 956 (Banco Central de Chile [BCCH], 2026). Colombia presentó un comportamiento similar, con un promedio de 3.709 COP/USD y una tendencia creciente que refleja su sensibilidad a los precios del petróleo y cambios en el entorno político (DANE, 2026). Finalmente, Perú mantuvo la mayor estabilidad cambiaria del grupo, con un tipo de cambio promedio de 3,60 y una banda estrecha de fluctuación, lo cual se asocia a fundamentos macroeconómicos sólidos y una intervención activa del Banco Central (Banco Central de Reserva del Perú [BCRP], 2026).

Figura 7

Tipo de cambio



Se ha documentado que las economías enfrentan los choques externos según el grado de desarrollo institucional y la credibilidad de sus bancos centrales. Por ejemplo, el estudio de Levy y Bustamante (2021) encuentra que los países con un mercado financiero más desarrollado experimentan menor volatilidad ante variaciones en los flujos de capital, en comparación con economías más dependientes del financiamiento externo a corto plazo o con controles de capital menos eficaces. En el período 2018–2023, Chile mantuvo un flujo de inversión extranjera directa (IED) en crecimiento, alcanzando USD 21.7 mil millones en 2023, el segundo mayor de la región después de Brasil (BCB, 2026).

En contraste, Argentina presentó una trayectoria de IED altamente volátil, cayendo a apenas USD 4.8 mil millones en 2020, para luego recuperarse bruscamente a USD 23.9 mil millones en 2023, reflejando una economía expuesta a ciclos de incertidumbre y dependencia externa (INDEC, 2026). Entre los demás países como Colombia, Brasil y Perú, Brasil lideró en captación de capital externo, recibiendo entre USD 38 y 78 mil millones anuales en IED durante el mismo período. Colombia también mantuvo una tendencia creciente, cerrando 2023 con USD 16.7 mil millones, mientras que Perú, aunque más volátil, logró captar hasta USD 11.2 mil millones en 2022, antes de disminuir a USD 3.9 mil millones en 2023 (Banco Mundial, 2026).

Figura 8

Flujo de capitales

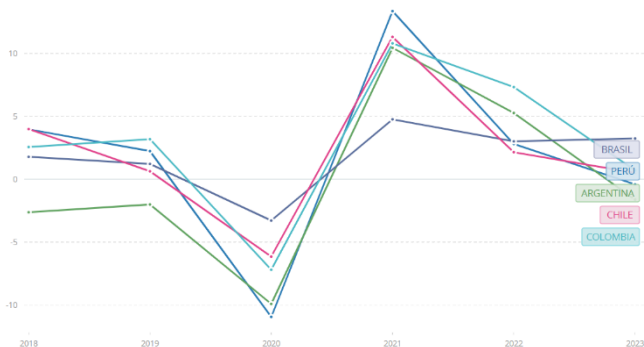


Otro patrón que se ha observado de manera consistente es que los efectos de los shocks externos también pueden impactar en la economía real, esto es causado por un menor acceso al financiamiento externo, y se traducen en un menor crecimiento del PIB. Esto suele aparecer con rezago en los datos de producción industrial o en la confianza empresarial, pero el impacto es evidente. Investigaciones como las de Romero (2016) o Montiel et al. (2022) subrayan este vínculo entre financiamiento y actividad económica.

Los datos recientes para Sudamérica lo reflejan, pues la tasa de crecimiento del PBI no fue tan pronunciada, excepto el periodo post pandemia que cayó y al reactivarse hubo un periodo de crecimiento marcado. No obstante, el desempeño en general no fue tan notable, ya que, países como Chile y Brasil venían con una tasa de 0.6 y 1.2% respectivamente. Una notable marca es la de 2022 para todos los países, que se puede notar en una abrupta pendiente negativa, coincidentemente con la alza de la tasa de la FED, donde las tasas venían por encima de 10%, decaen al final de 2023 en 0.5, 0.7% o -1.7% para Argentina.

Figura 9

PBI



Nota. De “Crecimiento del PIB (% anual) - Peru, Argentina, Chile, Brazil, Colombia”, por Banco Mundial, 2026 (<https://datos.bancomundial.org/indicador/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?end=2024&locations=PE-AR-CL-BR-CO&start=2014>)

5 DISCUSIÓN

El presente trabajo de investigación tuvo como objetivo analizar el impacto de la tasa de interés de referencia de Estados Unidos en los flujos de capital y tipo de cambio de las 5 principales economías sudamericanas, Perú, Argentina, Brasil, Chile y Colombia durante el periodo 2018-2023. Para ello se mantuvo la hipótesis principal que fue, la tasa de referencia de la FED tiene efecto sobre los flujos de capital y/o el tipo de cambio en las economías sudamericanas. Para poder desarrollar de manera correcta mi hipótesis, se va a emplear un modelo Var estructural (SVAR) con identificación de Cholesky estimado en primeras diferencias. Se estima mediante este proceso, pues se busca analizar el efecto dinámico de un shock exógeno como la tasa de la fed sobre los flujos de capital y tipo de cambio, controlado además por otras variables relevantes de la literatura como la tasa de interés nacional, el índice EMBI, el índice de actividad económica, etc. Asimismo, considerándose todas las pruebas necesarias desde raíz unitaria, criterios de información, irf, y pruebas para verificar la estabilidad de modelo.

A continuación, se van a presentar los resultados hallados del modelo empleado en general y para cada país, acompañados de su interpretación económica.

5.1 MODELO FLUJO DE CAPITALS:

Iniciando con el modelo con la variable endógena Flujo de capitales, se realizó el test de raíz unitaria en niveles de Dickey Fuller Aumentado (ADF), demostrando no estacionariedad en diversas variables de los países, por lo que se aplicaron primeras diferencias y nuevamente se realizó la prueba (Véase Anexo 1). Este resultado nos redujo la cantidad de variables no estacionarias (Anexo 2) y aplicando el test de Zivot-Andrews con quiebre estructural, justificado por la pandemia Covid-19, se llegó a la estacionariedad para todas las variables en primeras diferencias (Anexo 3).

En función de los criterios de información y la estabilidad del modelo, se optó por estimar el VAR estructural con un número de rezagos diferenciado por país. En el caso de Brasil y

Argentina, se utilizó un lag=1, en Chile se eligieron dos rezagos, mientras que para Colombia y Perú se consideraron cinco y seis rezagos, respectivamente. En el caso peruano, fue debido a la presencia de autocorrelación serial en los residuos del modelo cuando se empleaban especificaciones con pocos rezagos, por ello, se optó por estimar el modelo con 6 rezagos, así como indica el AIC, así aseguraba el cumplimiento de los supuestos clásicos del VAR. Mientras que, para Colombia, las funciones de impulso-respuesta (IRF) mostraron una mayor coherencia con lo reportado en la literatura económica cuando se estimaba con cinco rezagos, según indica el AIC, en comparación con menos rezagos.

Finalmente, se estimaron los irf y se realizaron las principales pruebas de estabilidad del modelo, incluyendo raíces características, autocorrelación y heteroscedasticidad de los errores, con los test de Portamnteau y Arch respectivamente. Para estas pruebas, se busca no rechazar la hipótesis nula, para demostrar que los modelos planteados sean estables por cada país. Así, se llegó a la conclusión que los modelos son estables, no rechazando la hipótesis nula, con los principales test del Var estructural.

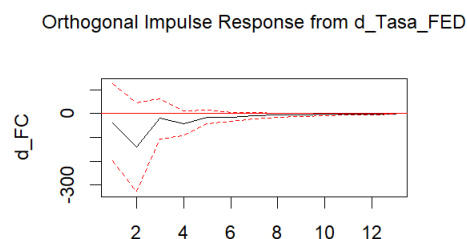
5.1.1 Conjunto:

Teniendo en cuenta, lo realizado previamente, se estimó el Var en conjunto arrojando los siguientes resultados empíricos. Un shock positivo en la tasa de referencia de la FED produce, en promedio, una contracción significativa en los flujos de capitales hacia Sudamérica, que se revierte aproximadamente después de los 2 meses post choque, que al sexto mes se va a estabilizar y va a tender a 0. Este patrón es consistente con lo planteado por Espinosa (2015), quien encuentra que los movimientos de capital son altamente sensibles a los cambios en el costo de financiamiento internacional.

Asimismo, Flores (2021), al aplicar un modelo Probit, muestra que la probabilidad de experimentar un “sudden stop” se incrementa sustancialmente ante ajustes monetarios contractivos en EE.UU., especialmente cuando las condiciones internas no ofrecen suficiente resiliencia. Adicionalmente, la teoría del canal de riesgo (Shin & Bruno, 2015) respalda este hallazgo al explicar que, ante una subida de tasas, los bancos internacionales tienden a reducir sus posiciones en mercados emergentes. En ese sentido, las economías de Sudamérica, al depender en buena parte del financiamiento externo, se ven particularmente expuestas.

Figura 10

IRF Conjunto



5.1.2 Por países:

En el caso de Chile, la respuesta del flujo de capitales ante un shock en la tasa de referencia de la FED fue leve, transitoria y no estadísticamente significativa. El modelo VAR estructural muestra una reacción de salida de flujos, pero no abrupta, seguido meses después a una reversión progresiva hacia cero. Este comportamiento sugiere que Chile no presenta una vulnerabilidad pronunciada ante shocks monetarios internacionales, lo cual es consistente con su reputación de estabilidad macroeconómica, baja dolarización y una política monetaria creíble. Como señalan Levy & Bustamante (2021), los países con sistemas financieros más desarrollados y marcos institucionales sólidos logran suavizar los efectos adversos de los flujos de capitales, incluso en contextos de tightening monetario global. En ese sentido, Chile actúa como un país relativamente más resiliente dentro del grupo analizado.

Asimismo, los resultados para Perú muestran ante un aumento en la tasa de la FED, los flujos de capitales caen de manera significativa en el corto plazo, para luego comenzar a estabilizarse. Esta respuesta confirma que Perú, aunque goza de una posición externa relativamente sólida, no está exento de los efectos de shocks externos, tal como plantean Espinosa (2015) y Flores (2021). No obstante, la magnitud del impacto es menor en comparación con economías más expuestas como Argentina. Esto puede deberse a factores como la intervención activa del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), su acumulación de reservas internacionales y su reputación como emisor de bajo riesgo (Arpita, 2021).

En el caso de Argentina, el IRF muestra que el shock externo genera una caída inmediata y sostenida en los flujos, este comportamiento confirma la alta vulnerabilidad externa del país, asociada a condiciones estructurales como inflación crónica, falta de credibilidad monetaria, dolarización financiera y riesgo de default. Este resultado está en línea con lo señalado por

Reinhart & Calvo (1999), quienes destacan que economías frágiles tienden a sufrir reversiones abruptas de capital ante endurecimientos monetarios en EE.UU.

En es misma línea, Brasil tiene un impacto más severo en magnitud y estáticamente significativo a corto plazo, con una dura caída de flujos, aunque el efecto se disipa rápidamente a partir del periodo 4. A diferencia de Argentina, esta respuesta se interpreta como una reacción intensa pero transitoria, atribuible a la alta exposición de Brasil al financiamiento externo, pero compensada por su mayor liquidez de mercado y credibilidad relativa. Según Nuguer (2017), economías como Brasil, si bien pueden sufrir salidas de capital tras un shock externo, logran recuperar el equilibrio rápidamente gracias a sus condiciones financieras domésticas más desarrolladas.

Finalmente, Colombia presentó una caída significativa en los flujos de capital tras el shock. Parra (2019) documenta una relación directa entre el endurecimiento monetario estadounidense y la reducción en la inversión extranjera de cartera, especialmente en economías con necesidades de financiamiento recurrente

Figura 12

IRF Chile

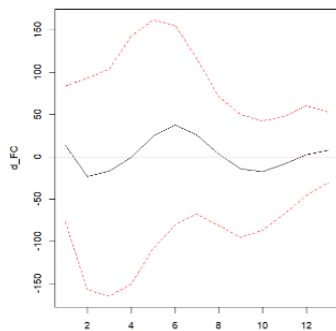


Figura 11

IRF Argentina

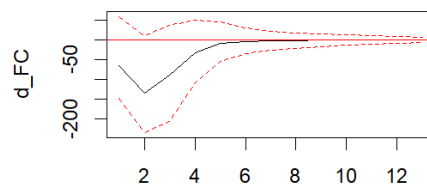


Figura 13

IRF Colombia

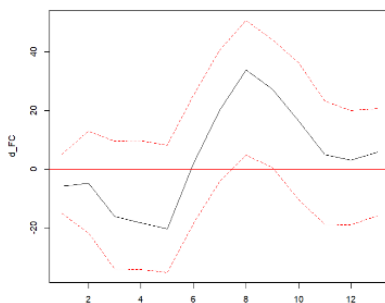


Figura 14

IRF Brasil

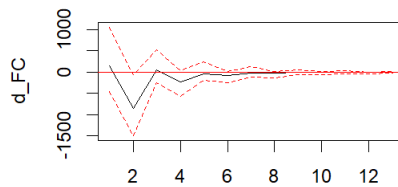
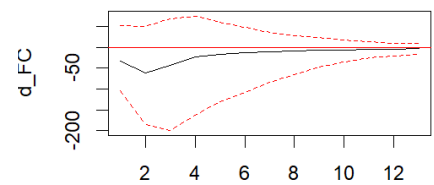


Figura 15

IRF Perú



Los resultados del modelo SVAR para el flujo de capitales permiten concluir que la tasa de interés de la Reserva Federal de Estados Unidos tiene un impacto negativo y estadísticamente significativo sobre los flujos de capital hacia las economías sudamericanas. A nivel de países, los resultados muestran una heterogeneidad relevante. Mientras economías como Perú o Chile presentan salidas de capital contenidas, gracias a su estabilidad institucional y política macroeconómica prudente, otros países como Argentina o Colombia muestran respuestas más volátiles y pronunciadas, lo que refleja una mayor vulnerabilidad externa. Este hallazgo refuerza la importancia de contar con amortiguadores y sistemas financieros sólidos para enfrentar choques provenientes del ciclo monetario global.

5.2 MODELO TIPO DE CAMBIO:

Para el modelo de tipo de cambio como variable endógena, se realizaron las mismas pruebas de raíz unitaria ADF Y Zivot Andrews, (Véase anexo 1, 2 y 3), arrojando resultados similares de estacionariedad para todas las variables de cada país excepto inflación para Argentina, que se decidió eliminar.

Continuando, se decidió estimar el VAR estructural para todos los países con un rezago (lag=1), sustentado en que, si bien los criterios de información (AIC, HQ, SC y FPE) sugieren distintos valores óptimos por país, el rezago 1 fue el único común entre la mayoría de los criterios y países, además de ser suficiente para capturar las dinámicas de corto plazo sin comprometer los grados de libertad del modelo y cumple con la estabilidad del modelo.

De esta forma, se estimaron las funciones de impulso respuesta para poder ser interpretadas y finalmente, con los test de estabilidad del modelo, resultaron ser estables tanto en raíces características, autocorrelación y heterocedasticidad de los errores, con pruebas como el Portmanteau y ARCH respectivamente.

5.2.1 Conjunto:

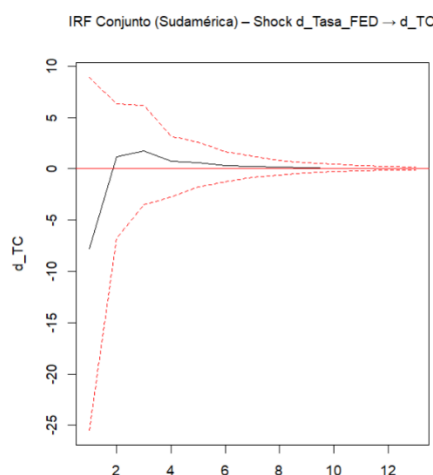
El IRF estimado para Sudamérica en conjunto muestra que un aumento en la tasa de interés de la FED provoca una depreciación inmediata del tipo de cambio en las economías sudamericanas (por ello el gráfico aumenta), con un pico alrededor del segundo mes posterior al shock. Este efecto se va disipando gradualmente hasta desaparecer hacia el horizonte de 12 meses. La significancia estadística en los primeros periodos refuerza la idea

de que el tipo de cambio es una variable altamente sensible a los shocks externos, especialmente en países con regímenes cambiarios más flexibles o menor cobertura financiera.

La respuesta observada es coherente con la teoría económica y con la evidencia empírica, pues, de acuerdo con el modelo de Mundell-Fleming y la paridad descubierta de tasas de interés (UIP), un aumento en las tasas internacionales genera salida de capitales, reducción de la oferta de divisas y presiones devaluatorias en economías emergentes. Además, empíricamente trabajos como el de Montiel et al. (2022), documentan que el tipo de cambio en América Latina tiende a depreciarse tras episodios de endurecimiento monetario global.

Figura 16

IRF Conjunto



5.2.2 Por países:

En el caso de Perú, la respuesta del tipo de cambio es leve y estadísticamente no significativa. El IRF muestra una depreciación muy reducida que se disipa rápidamente dentro de los primeros tres meses posteriores al shock. Este comportamiento puede explicarse por el rol activo del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), que históricamente ha intervenido en el mercado cambiario para mitigar la volatilidad. Tal como señalan Castillo y Tuesta (2012), el tipo de cambio peruano opera bajo un régimen de flotación administrada, donde el BCRP suaviza las fluctuaciones sin mantener una paridad fija, lo que permite una mayor estabilidad frente a choques externos.

Por otro lado, Chile presenta una respuesta más pronunciada y persistente. El IRF muestra una depreciación significativa del tipo de cambio, que alcanza su punto máximo entre los meses 2 y 3. Este resultado es coherente con el hecho de que Chile opera bajo un régimen de tipo de cambio flotante sin intervención, lo cual lo expone más a la volatilidad externa. De acuerdo con Broto y Domínguez (2008), en economías con flotación como la de Chile, los shocks de política monetaria internacional tienden a transmitirse más al tipo de cambio nominal. En esa misma línea, Colombia presenta una respuesta negativa más marcada y persistente. El tipo de cambio se deprecia desde el primer periodo hasta el tercero, hasta que se va disipando, lo que hace que el efecto sea estadísticamente significativo en el corto plazo. Uribe y Yue (2006), encuentran que Colombia tiende a reaccionar con mayor sensibilidad a los shocks de tasas externas, especialmente cuando se combinan con salidas de capital o caídas en los términos de intercambio.

En el caso de Brasil, la respuesta es negativa, significativa y persistente. La significancia estadística en los primeros periodos confirma la sensibilidad de la moneda brasileña ante los shocks externos. Este resultado es coherente con la literatura reciente sobre países emergentes con alta exposición a flujos de capital de corto plazo. Tal como señalan Montiel et al. (2022), Brasil, a pesar de su tamaño económico y desarrollo financiero relativo, mantiene una vulnerabilidad estructural frente al ciclo monetario internacional, además, el tipo de cambio opera bajo un régimen de flotación con mínima intervención, lo que permite que absorba de forma directa los efectos de shocks externos.

Previamente a la estimación de Argentina, todas las series utilizadas fueron transformadas en logaritmo, pues fue necesaria para asegurar la estacionariedad de las series y la estabilidad del modelo, así como se mencionó, se eliminó inflación por lo cual, quedaron las 5 variables restantes del modelo. El irf muestra que un shock positivo en la tasa de referencia de la Reserva Federal genera una depreciación transitoria del tipo de cambio argentino. El efecto alcanza su mayor intensidad alrededor del segundo mes posterior al shock, y se disipa hacia el equilibrio a partir del mes 6. Reinhart y Calvo (1999), documentan que las economías emergentes financieramente vulnerables, como Argentina presentan una fuerte sensibilidad ante los cambios en las condiciones financieras globales, especialmente cuando enfrentan restricciones externas, alta inflación y baja credibilidad institucional.

Figura 19

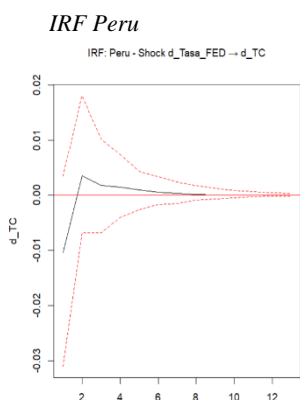


Figura 17

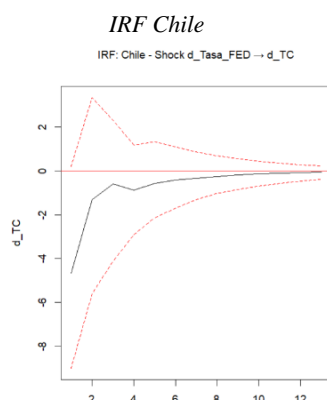


Figura 18

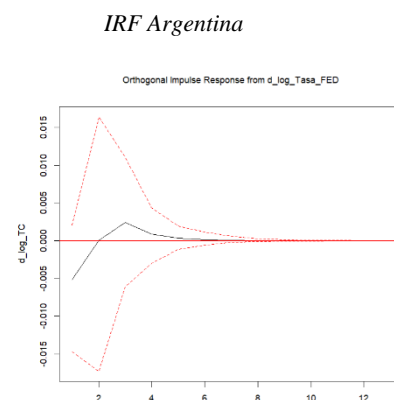


Figura 21

IRF Brasil

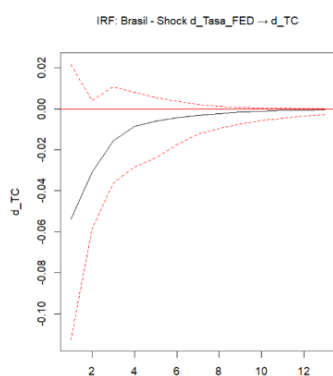
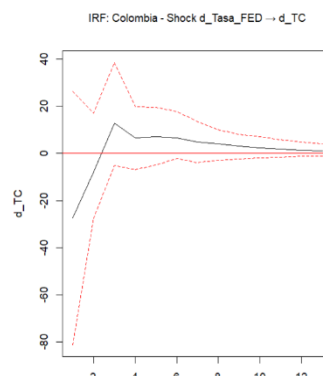


Figura 20

IRF Colombia



En cuanto al modelo estimado para el tipo de cambio, se concluye que los movimientos de la tasa de referencia de la FED también tienen efectos significativos sobre la dinámica cambiaria de los países sudamericanos analizados. Ante un aumento en las tasas en EE.UU., se observa una tendencia generalizada a la depreciación de las monedas locales, reflejando tanto la salida de capitales como el fortalecimiento global del dólar. Este resultado es coherente con lo discutido por Chinn y Meredith (2005), quienes identifican al tipo de cambio como un canal clave de transmisión de la política monetaria internacional.

Adicional, se aprecia la heterogeneidad de los países, donde la magnitud y duración de este efecto varía considerablemente entre países. En particular, Brasil y Colombia presentan las respuestas más marcadas y estadísticamente significativas, con regímenes cambiarios más flexibles, donde el tipo de cambio actúa como principal mecanismo de ajuste ante shocks externos. De igual forma, Chile, muestra una depreciación más moderada, que se le puede atribuir a su política de flotación limpia sin intervención sistemática. En contraste, Perú

exhibe una reacción débil y no significativa, evidenciando el papel estabilizador de su flotación administrada y la intervención activa del Banco Central de Reserva del Perú. En conjunto, estos resultados resaltan que el impacto de la política monetaria internacional sobre el tipo de cambio depende no solo del grado de apertura financiera, sino también de factores como la credibilidad institucional, el régimen cambiario y la estrategia de intervención del BCRP.

6 CONCLUSIONES

Este trabajo tuvo como objetivo analizar cómo las variaciones en la tasa de referencia de la Reserva Federal de Estados Unidos (FED) afectan los flujos de capitales y el tipo de cambio en cinco economías sudamericanas: Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú, durante el período 2018–2023. Para ello se utilizó un modelo VAR estructural con identificación tipo Cholesky, el cual permitió observar las reacciones dinámicas de las variables ante un shock monetario externo.

Los resultados muestran que un aumento en la tasa de la FED genera, en promedio, una salida de capitales desde los países analizados, lo que confirma que los mercados financieros en Sudamérica son sensibles al ciclo monetario global y los canales de transmisión desde la política monetaria estadounidense siguen teniendo un rol importante en las economías emergentes. Respecto al tipo de cambio, el estudio confirma que también responde significativamente a los cambios en la tasa de la FED, debido a que, en la mayoría de los países se observó una depreciación de la moneda local posterior al shock externo, aunque en algunos casos esta fue transitoria y en otros más prolongada.

Además, se evidenció una clara heterogeneidad entre países. Argentina y Colombia fueron los más vulnerables, con caídas más persistentes en los flujos de capital y depreciaciones más severas. Por el contrario, Perú y Chile mostraron mayor resiliencia, probablemente gracias a su política monetaria más sólida, menor nivel de exposición a deuda externa y una intervención más activa de sus bancos centrales. Estos resultados reflejan que los fundamentos macroeconómicos, el desarrollo institucional y la credibilidad monetaria son claves para mitigar los efectos de shocks externos. Es así como se puede rechazar la hipótesis nula, y afirmar que un shock de la tasa de interés de Estados Unidos tiene un efecto sobre el tipo de cambio y flujo de capital.

A partir de los resultados obtenidos, se pueden proponer las siguientes recomendaciones para mejorar la capacidad de respuesta de los países sudamericanos frente a escenarios internacionales adversos. En primera instancia, mejorar la calidad institucional y transparencia, pues la confianza del mercado está estrechamente vinculada con la percepción de estabilidad política, institucionalidad y cumplimiento de normas macroeconómicas, es así como fortalecer los marcos de política monetaria y fiscal, donde los bancos centrales independientes, mantengan políticas predecibles y reglas fiscales claras para ayudar a reducir la percepción de riesgo y contener las salidas de capital en momentos de incertidumbre. Además, las reservas son una herramienta fundamental para amortiguar los efectos de shocks externos sobre el tipo de cambio y garantizar liquidez en momentos de fuga de capitales, por lo que, acumular en periodos de bonanza sería útil cuando existan salidas abruptas de capital. Tal cual los resultados arrojados y la literatura, economías con un mercado financiero más profundo y eficiente puede absorber mejor la volatilidad externa y se podría ofrecer opciones de financiamiento en moneda local a largo plazo, donde la inversión extranjera directa (IED) debe ser la más destacada, pues ayuda a reducir la vulnerabilidad financiera, reduciendo la dependencia de flujos de corto, que son más volátiles.

En conclusión, la investigación confirma que las economías sudamericanas son sensibles a los movimientos de tasas de interés internacionales, pero que la magnitud del impacto depende en gran medida de su contexto interno. Por ello, las decisiones de política económica deben enfocarse no solo en reaccionar ante los shocks externos, sino también en construir condiciones internas que reduzcan la exposición y fortalezcan la resiliencia macroeconómica en el largo plazo

7 REFERENCIAS

- Aguirre, P. (2016). *La regulación de los flujos de capital: Un análisis de las experiencias de Brasil, Perú e Islandia* [Tesis doctoral, Universidad de Complutense de Madrid]. Repositorio Académico UCM. <https://docta.ucm.es/entities/publication/e6ad943c-5ee7-4cc9-9242-d5015397cbfe>
- Alper, C. (2008). *The Monetary Transmission Mechanism in Emerging Market Economies: The Turkish Case* [Tesis doctoral, University of Manchester] <https://www.proquest.com/openview/a9b989085ba83262b8531290783cb814/1?pq-origsite=gscholar&cbl=2026366>
- Álvarez, C. (2017). *Efectos macroeconómicos de las entradas de capitales en la economía costarricense*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.cemla.org/PDF/ic/2015-ic-05.pdf>
- Arpita, J. (2021). *Tasa de política monetaria de la Fed y tipo de cambio en una economía pequeña y abierta: El caso peruano* [Trabajo de Investigación de Bachiller, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas]. Repositorio Académico UPC. https://repositorioacademico.upc.edu.pe/bitstream/handle/10757/656698/Arpita_JJ.pdf?sequence=3&isAllowed=y
- Banco Central de Chile. (2026). *Cuentas nacionales anuales*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.bcentral.cl/areas/estadisticas/cuentas-nacionales-anuales>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2016). *Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfoque GVAR*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/32/ree-32-flores.pdf>
- Banco Central do Brasil. (s.f.). *Estadísticas*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.bcb.gov.br/en/statistics>

- Banco de la Reserva Federal de St. Louis. (s.f.). *Interest rates*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://fred.stlouisfed.org/categories/22>
- Banco de México. (2026). *Sistema de información económica*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.banxico.org.mx/SieInternet/>
- Banco Mundial. (2023). *¿Cómo afecta el aumento de las tasas de interés en Estados Unidos a las economías emergentes?* Blogs del Banco Mundial. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://blogs.worldbank.org/es/opendata/como-afecta-el-aumento-de-las-tasas-de-interes-en-estados-unidos-las-economias-emergentes>
- Banco Mundial. (2026). *Datos de libre acceso del Banco Mundial*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://datos.bancomundial.org/>
- Beltrán, F. (2023). *Information and pure monetary policy shocks in monetary policy surprises: transmission of U.S. monetary policy to Emerging Markets and implications for the banking sector* [Tesis Doctoral, Universidad de Chile]. Repositorio U Chile. <https://repositorio.uchile.cl/bitstream/handle/2250/201072/Tesis%20-%20Felipe%20Beltr%C3%A1n.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Berumen, S., & Arriaza, K. (2006). El posible impacto por el incremento de las tasas de interés en Estados Unidos sobre la economía de Guatemala. *Ensayos de Economía Internacional*, (14), 1–20. <https://www.usc.es/economet/reviews/eedi614.pdf>
- Blanchard, O., Ostry, J. D., Ghosh, A. R., & Chamon, M. (2015, 7 de diciembre). *¿Son los flujos de capital expansivos o contractivos? Depende del tipo que sean*. Fondo Monetario Internacional. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.imf.org/es/Blogs/Articles/2015/12/07/are-capital-flows-expansionary-or-contractionary-it-depends-what-kind>
- Broto, C., & Domínguez, A. (2008). Factores asociados con la volatilidad de los flujos de capital hacia economías emergentes. *Boletín Económico del Banco de España*, 91–103.

<https://www.bde.es/f/webbde/Secciones/Publicaciones/InformesBoletinesRevistas/BoletinEconomico/08/Dic/Fich/art6.pdf>

Calvo, G., Leiderman, L., & Reinhart, C. (1993). *El problema de la afluencia de capital: Conceptos y temas*. (Documento de análisis) Fondo Monetario Internacional, https://www.researchgate.net/publication/277844162_El_problema_de_la_afluencia_de_capital_Conceptos_y_temas

Casares, E. R. (2010). Flujos de capital externo y crecimiento económico múltiple. *Economía Mexicana Nueva Época*, 19(1), 7–40. https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0188-33802010000100002

Castillo, P., & Tuesta, V. (2012). Los mecanismos de transmisión de política monetaria en Perú. *Revista Estudios Económicos*, (21), 9–44. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/21/ree-21-castillo-perez-tuesta.pdf>

Chinn, M. D., & Meredith, G. (2005). *Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era* (NBER Working Paper No. 11077). National Bureau of Economic Research. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/11077.html>

Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2026). *Portal de datos y publicaciones estadísticas CEPALSTAT*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/index.html?lang=es>

Correa, P. (1992). *Paridad entre la tasa de interés real interna y externa: Notas sobre el caso colombiano*. Fedesarrollo. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/2297>

Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia. (2026). *Cuentas nacionales*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/cuentas-nacionales>

Espinosa, R. (2015). *El impacto de la subida de los tipos de interés estadounidenses en los flujos de capital a economías emergentes* (Trabajo de Investigación). Universidad Pontificia Comillas.

<https://repositorio.comillas.edu/xmlui/bitstream/handle/11531/4482/TFG001222.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Flores, V. (2021). *Impacto de la política monetaria de la Reserva Federal en los flujos de capitales de las economías emergentes: ¿Existe riesgo de ocurrencia de episodios de reversión abrupta de entrada de capitales?* [Tesis de Titulación, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas]. Repositorio Académico UPC. https://repositorioacademico.upc.edu.pe/bitstream/handle/10757/658864/Flores_AV.pdf?sequence=3&isAllowed=y

Fondo Monetario Internacional. (2023). *Política monetaria y actividad de los bancos centrales*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.imf.org/es/About/Factsheets/Sheets/2023/monetary-policy-and-central-banking>

Forbes, K., & Warnock, F. (2012). Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of International Economics*, 88(2), 235–251. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0022199612000566>

Gil, E., López, S., & Espinosa, A. (2013). Factores determinantes de la inversión extranjera directa en América del Sur. *Perfil de Coyuntura Económica*, (22), 67–90. <http://www.scielo.org.co/pdf/pece/n22/n22a03.pdf>

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2026). *Cuentas nacionales*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://m.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/national-accounts/>

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2026). *Cuentas nacionales*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel3-Tema-3-9>

Instituto Peruano de Economía. (2013, 2 de agosto). *Rational expectations and the theory of price movements (Muth, 1961)*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://ipe.org.pe/comentario-diario-02-8-2013-rational-expectations-and-theory-price-movements-muth-1961/>

JP Morgan. (2026). *Emerging markets strategic bond fund*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://am.jpmorgan.com/es/es/asset-management/per/products/jpm-emerging-markets-strategic-bond-a-acc-usd-lu1162084740>

- Levy, N., & Bustamante, J. (2021). Flujos de capital y desarrollo financiero: Una mirada desde países latinoamericanos. *Problemas del Desarrollo*, 52(206), 143–168. <https://www.redalyc.org/journal/118/11872627006/html/>
- Lopez, A. (1999). Grandes flujos de capital. *Finanzas & Desarrollo*, 36(3). <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/spa/1999/09/pdf/lopez.pdf>
- Lozano, I., Melo, A., & Ramos, J. (2013). *Flujos de capitales y política fiscal en las economías emergentes de América Latina*. Banco de la República. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://repositorio.banrep.gov.co/server/api/core/bitstreams/2e51ca6f-5ec4-4bb5-9b30-1257ba19f1a2/content>
- Matschke, R., Von Ende, F., Becker, R., & Sattiraju, S. (2023). Capital flows and monetary policy in emerging markets around Fed tightening cycles. *Economic Review*, 108(3), 5–34. <https://ideas.repec.org/a/fip/fedker/97191.html>
- Montiel, A., García, E., & Mejía-Flores, O. (2022). Efectos en América Latina de la política monetaria del Banco de la Reserva Federal de EE. UU. a raíz del Covid-19. 593 *Digital Publisher CEIT*, 7(3), 245–260. <https://doi.org/10.33386/593dp.2022.3.1132>
- Nuguer, V. (2017). *Normalización de las tasas de interés de la Reserva Federal: ¿Importa quién obtiene préstamos en el exterior en una EME?* Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://www.cemla.org/PDF/premiobc/pub-lib-premio2017.pdf>
- Parra, A. (2019). Impacto de las decisiones de política monetaria de la FED en indicadores de la economía colombiana durante el periodo 2007-2015. *Revista Finanzas y Política Económica*, 11(2), 281–305. <https://revfinypolecon.ucatolica.edu.co/article/view/2895/2637>
- Prasad, E., Rogoff, K., Shang-Jin, W., & Ayhan, M. (2007). *Financial globalization, growth and volatility in developing countries*. En *NBER Macroeconomics Annual 2003* (Vol. 18, pp. 457–522). University of Chicago Press. <http://www.nber.org/chapters/c0114>

- Prebisch, R. (1949). *El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas*. CEPAL. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/da277c35-edee-4405-b8ba-ffe2634bca24/content>
- Reinhart, C., & Calvo, G. (1999). *Inversión de las corrientes de capital, tipo de cambio y dolarización*. Recuperado el 30 de marzo de 2026, de <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/13692.html>
- Romero, A. (2016). *Flujos de capital y estabilidad financiera en economías emergentes* [Tesis de Maestría, Universidad EAFIT]. Repositorio EAFIT. <https://repository.eafit.edu.co/items/04e291e2-79e8-4e59-ac49-93038103c9aa>
- Shin, H., & Bruno, V. (2015). Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 71, 119–132. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.11.011>
- Steiner, R. (1993). Los capitales extranjeros en tres economías latinoamericanas. *Coyuntura Económica*, 23(3), 135–150. https://www.repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/2284/Co_Eco_Octubre__Steiner.pdf?sequence=2&isAllowed=y
- Uribe, M., & Yue, V. (2006). Spreads entre países y países emergentes: ¿Quién impulsa a quién? *Journal of International Economics*, 69(1), 6–36. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0022199605000620>

8 ANEXOS

8.1 FLUJO DE CAPITALS:

Anexo 1. Test de raíz unitaria ADF en primeras diferencias:

Country	Variable	ADF_Stat	Crit_5pct	Stationary_5pct
1 Argentina	d_Fc	-8.69	-2.89	< 0.05
2 Argentina	d_Tasa_FED	-3.26	-2.89	< 0.05
3 Argentina	d_Tasa_nacional	-5.35	-2.89	< 0.05
4 Argentina	d_EMBI	-6.70	-2.89	< 0.05
5 Argentina	d_FBI	-6.74	-2.89	< 0.05
6 Brasil	d_Fc	-7.43	-2.89	< 0.05
7 Brasil	d_Tasa_FED	-3.26	-2.89	< 0.05
8 Brasil	d_Tasa_nacional	-3.32	-2.89	> 0.05
9 Brasil	d_EMBI	-6.55	-2.89	< 0.05
10 Brasil	d_FBI	-9.94	-2.89	< 0.05
11 Chile	d_Fc	-8.95	-2.89	< 0.05
12 Chile	d_Tasa_FED	-3.26	-2.89	< 0.05
13 Chile	d_Tasa_nacional	-2.62	-2.89	> 0.05
14 Chile	d_EMBI	-6.29	-2.89	< 0.05
15 Chile	d_FBI	-9.60	-2.89	< 0.05
16 Colombia	d_Fc	-5.81	-2.89	< 0.05
17 Colombia	d_Tasa_FED	-3.26	-2.89	< 0.05
18 Colombia	d_Tasa_nacional	-2.86	-2.89	> 0.05
19 Colombia	d_EMBI	-6.19	-2.89	< 0.05
20 Colombia	d_FBI	-9.86	-2.89	< 0.05
21 Peru	d_Fc	-9.40	-2.89	< 0.05
22 Peru	d_Tasa_FED	-3.26	-2.89	< 0.05
23 Peru	d_Tasa_nacional	-3.05	-2.89	< 0.05
24 Peru	d_EMBI	-6.68	-2.89	< 0.05
25 Peru	d_FBI	-6.73	-2.89	< 0.05

Anexo 2. No estacionarias:

Country	Variable	ADF_Stat	Crit_5pct	Stationary_5pct
1 Brasil	d_Tasa_nacional	-2.32	-2.89	> 0.05
2 Chile	d_Tasa_nacional	-2.62	-2.89	> 0.05
3 Colombia	d_Tasa_nacional	-2.86	-2.89	> 0.05

Anexo 3. Test raíz unitaria con quiebre estructural para las no estacionarias en primeras diferencias:

```
#####
# Zivot-Andrews Unit Root Test #
#####

Call:
lm(formula = testmat)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.79050 -0.18740  0.06225  0.15486  0.77696

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.005475   0.128880  -0.043  0.96572
y.l1         0.183223   0.161472   1.135  0.26080
trend       -0.004809   0.005746  -0.837  0.40586
y.d11       -0.238246   0.110187  -2.156  0.01112 =
du          1.006799   0.238258   4.226  7.83e-05 ***
dt          -0.029255   0.009057  -3.230  0.00197 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3383 on 63 degrees of freedom
(2 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.5505,    Adjusted R-squared:  0.5348
F-statistic: 15.43 on 5 and 63 DF,  p-value: 6.876e-10

Teststatistic: -5.0583
Critical values: 0.01= -5.57 0.05= -5.08 0.1= -4.82
Potential break point at position: 37

Fecha estimada del quiebre estructural (en diferencias, Brasil): 2021-02-01

Call:
lm(formula = testmat)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.00138 -0.05687  0.09002  0.07741  0.82173

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.122956   0.091817  -1.230  0.223
y.l1         0.003919   0.153969   0.025  0.983
trend       -0.003949   0.003076  -1.284  0.204
y.d11       -0.061884   0.110761  -0.552  0.583
du          0.885692   0.192822   4.593  1.24e-05 ***
dt          -0.061390   0.012921  -4.746  1.23e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2884 on 63 degrees of freedom
(2 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.5617,    Adjusted R-squared:  0.5269
F-statistic: 36.15 on 5 and 63 DF,  p-value: 3.2e-10

Teststatistic: -5.8564
Critical values: 0.01= -5.57 0.05= -5.08 0.1= -4.82
Potential break point at position: 50

Fecha estimada del quiebre estructural (en diferencias, Colombia): 2022-03-01
```

Anexo 4. Criterios de información:

Table: Criterios de información - Brasil

Criterio	Lag_Optimo
AIC(n)	2
HQ(n)	1
SC(n)	1
FPE(n)	2

Table: Criterios de información - Chile

Criterio	Lag_Optimo
AIC(n)	3
HQ(n)	1
SC(n)	1
FPE(n)	2

Table: Criterios de información - Colombia

Criterio	Lag_Optimo
AIC(n)	5
HQ(n)	2
SC(n)	1
FPE(n)	2

Table: Criterios de información - Argentina

Criterio	Lag_Optimo
AIC(n)	6
HQ(n)	2
SC(n)	1
FPE(n)	2

Table: Criterios de información - Peru

Criterio	Lag_Optimo
AIC(n)	6
HQ(n)	2
SC(n)	1
FPE(n)	4

Anexo 5. Estabilidad del modelo:

Perú

```
=== 1. Raíces del polinomio característico ===
> raices <- roots(var_model)
> print(raices)
[1] 0.95773473 0.95773473 0.94140626 0.94140626 0.92945923 0.92711161 0.92711161
[8] 0.88792557 0.88792557 0.88082630 0.88082630 0.86550848 0.86550848 0.86288592
[15] 0.86288592 0.85282572 0.85282572 0.83340527 0.83340527 0.81852456 0.81852456
[22] 0.80770456 0.80770456 0.80068202 0.80068202 0.65325230 0.65325230 0.44052085
[29] 0.44052085 0.00575571
> plot(raices) # Todas las raíces deben estar dentro del círculo unidad
>
> # --- 8. TEST 2: PORTMANTEAU (AUTOCORRELACIÓN MULTIVARIADA) ---
> cat("\n=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===\n")

=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===
> port_test <- serial.test(var_model, lags.pt = 12, type = "PT.asymptotic")
> print(port_test)

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 235.41, df = 150, p-value = 1.037e-05
$serial

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 235.41, df = 150, p-value = 1.037e-05

>
> # --- 9. TEST 3: HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL (ARCH multivariado) ---
> cat("\n=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===\n")

=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===
> arch_test <- arch.test(var_model, lags.multi = 12, multivariate.only = TRUE)
> print(arch_test)

ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 795, df = 2700, p-value = 1
```

Colombia

```
=== 1. Raíces del polinomio característico ===
> raices <- roots(var_model)
> print(raices)
[1] 0.9292297 0.9292297 0.8795140 0.8617954 0.8617954 0.8352346 0.8352346 0.8305284
[9] 0.8305284 0.8118615 0.8118615 0.7913857 0.7913857 0.7872333 0.7872333 0.7820311
[17] 0.7820311 0.7459837 0.7459837 0.7315708 0.7315708 0.7102318 0.7102318 0.6297085
[25] 0.6297085
> plot(raices) # Todas las raíces deben estar dentro del círculo unidad
>
> # --- 8. TEST 2: PORTMANTEAU (AUTOCORRELACIÓN MULTIVARIADA) ---
> cat("\n=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===\n")

=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===
> port_test <- serial.test(var_model, lags.pt = 12, type = "PT.asymptotic")
> print(port_test)

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 194.14, df = 175, p-value = 0.1531
$serial

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 194.14, df = 175, p-value = 0.1531

>
> # --- 9. TEST 3: HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL (ARCH multivariado) ---
> cat("\n=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===\n")

=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===
> arch_test <- arch.test(var_model, lags.multi = 12, multivariate.only = TRUE)
> print(arch_test)

ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 810, df = 2700, p-value = 1
```

Chile

```
=== 1. Raíces del polinomio característico ===
> raices <- roots(var_model)
> print(raices)
[1] 0.7914940 0.7914940 0.5870924 0.5870924 0.5700062 0.5700062 0.5111414 0.5111414
[9] 0.4925083 0.4925083 0.1102368
> plot(raices) # Todas las raíces deben estar dentro del círculo unidad
>
> # --- 8. TEST 2: PORTMANTEAU (AUTOCORRELACIÓN MULTIVARIADA) ---
> cat("\n=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===\n")

=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===
> port_test <- serial.test(var_model, lags.pt = 12, type = "PT.asymptotic")
> print(port_test)

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 267.71, df = 250, p-value = 0.2108
$serial

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 267.71, df = 250, p-value = 0.2108

>
> # --- 9. TEST 3: HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL (ARCH multivariado) ---
> cat("\n=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===\n")

=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===
> arch_test <- arch.test(var_model, lags.multi = 12, multivariate.only = TRUE)
> print(arch_test)

ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 855, df = 2700, p-value = 1
```

Brasil

```
=== 1. Raíces del polinomio característico ===
> raices <- roots(var_model)
> print(raices)
[1] 0.66350859 0.43233664 0.38658362 0.13987692 0.05941197
> plot(raices) # Todas las raíces deben estar dentro del círculo unidad
>
> # --- 8. TEST 2: PORTMANTEAU (AUTOCORRELACIÓN MULTIVARIADA) ---
> cat("\n=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===\n")

=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===
> port_test <- serial.test(var_model, lags.pt = 12, type = "PT.asymptotic")
> print(port_test)

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 302.6, df = 275, p-value = 0.1214
$serial

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 302.6, df = 275, p-value = 0.1214

>
> # --- 9. TEST 3: HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL (ARCH multivariado) ---
> cat("\n=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===\n")

=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===
> arch_test <- arch.test(var_model, lags.multi = 12, multivariate.only = TRUE)
> print(arch_test)

ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 870, df = 2700, p-value = 1
```

Argentina

```
=== 1. Raíces del polinomio característico ===
> raices <- roots(var_model)
> print(raices)
[1] 0.6932713 0.4406342 0.3426595 0.3426595 0.1937267
> plot(raices) # Todas las raíces deben estar dentro del círculo unidad
>
> # --- 8. TEST 2: PORTMANTEAU (AUTOCORRELACIÓN MULTIVARIADA) ---
> cat("\n=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===\n")

=== 2. Portmanteau test (autocorrelación multivariada) ===
> port_test <- serial.test(var_model, lags.pt = 12, type = "PT.asymptotic")
> print(port_test)

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 375.15, df = 275, p-value = 5.491e-05
$serial

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 375.15, df = 275, p-value = 5.491e-05

>
> # --- 9. TEST 3: HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL (ARCH multivariado) ---
> cat("\n=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===\n")

=== 3. Test de heterocedasticidad (ARCH multivariado) ===
> arch_test <- arch.test(var_model, lags.multi = 12, multivariate.only = TRUE)
> print(arch_test)

ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object var_model
Chi-squared = 870, df = 2700, p-value = 1
```

8.2 TIPO DE CAMBIO:

Anexo 6. Test de raíz unitaria ADF en primeras diferencias:

	Country	Variable	ADF_Stat	Crit_5pct	Stationary_5pct
1	Peru	d_TC	-5.963	-3.51	< 0.05
2	Peru	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
3	Peru	d_Inflación	-3.390	-3.51	> 0.05
4	Peru	d_BC	-9.218	-3.51	< 0.05
5	Peru	d_Exp_TC	-3.730	-3.51	< 0.05
6	Peru	d_IED	-9.293	-3.51	< 0.05
7	Argentina	d_TC	-1.118	-3.51	> 0.05
8	Argentina	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
9	Argentina	d_Inflación	1.153	-3.51	> 0.05
10	Argentina	d_BC	-6.743	-3.51	< 0.05
11	Argentina	d_Exp_TC	0.955	-3.51	> 0.05
12	Argentina	d_IED	-8.361	-3.51	< 0.05
13	Brasil	d_TC	-5.568	-3.51	< 0.05
14	Brasil	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
15	Brasil	d_Inflación	-4.001	-3.51	< 0.05
16	Brasil	d_Exp_TC	-4.755	-3.51	< 0.05
17	Brasil	d_IED	-8.413	-3.51	< 0.05
18	Chile	d_TC	-4.835	-3.51	< 0.05
19	Chile	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
20	Chile	d_Inflación	-2.501	-3.51	> 0.05
21	Chile	d_BC	-6.479	-3.51	< 0.05
22	Chile	d_Exp_TC	-5.244	-3.51	< 0.05
23	Chile	d_IED	-13.093	-3.51	< 0.05
24	Colombia	d_TC	-5.657	-3.51	< 0.05
25	Colombia	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
26	Colombia	d_Inflación	-2.345	-3.51	> 0.05
27	Colombia	d_BC	-8.046	-3.51	< 0.05
28	Colombia	d_Exp_TC	-5.458	-3.51	< 0.05
29	Colombia	d_IED	-7.493	-3.51	< 0.05

Anexo 7. No estacionarias:

	Country	Variable	ADF_Stat	Crit_5pct	Stationary_5pct
1	Peru	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
2	Peru	d_Inflación	-3.390	-3.51	> 0.05
3	Argentina	d_TC	-1.118	-3.51	> 0.05
4	Argentina	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
5	Argentina	d_Inflación	1.153	-3.51	> 0.05
6	Argentina	d_Exp_TC	0.955	-3.51	> 0.05
7	Brasil	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
8	Chile	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
9	Chile	d_Inflación	-2.501	-3.51	> 0.05
10	Colombia	d_Tasa_FED	-3.261	-3.51	> 0.05
11	Colombia	d_Inflación	-2.345	-3.51	> 0.05

Anexo 8. Test de raíz unitaria con quiebre estructural para las no estacionarias en primeras diferencias:

	Country	Variable	ZA_Stat	Crit_5pct	Stationary_5pct
	Peru	d_Tasa_FED	-4.899	-4.8	< 0.05
	Peru	d_Inflación	-8.118	-4.8	< 0.05
	Argentina	d_TC	-4.852	-4.8	< 0.05
	Argentina	d_Tasa_FED	-4.899	-4.8	< 0.05
	Argentina	d_Inflación	-3.605	-4.8	> 0.05
	Argentina	d_Exp_TC	-5.940	-4.8	< 0.05
	Brasil	d_Tasa_FED	-4.899	-4.8	< 0.05
	Chile	d_Tasa_FED	-4.899	-4.8	< 0.05
	Chile	d_Inflación	-6.565	-4.8	< 0.05
	Colombia	d_Tasa_FED	-4.899	-4.8	< 0.05
	Colombia	d_Inflación	-5.076	-4.8	< 0.05

Anexo 9. Criterios de información:

Criterios de información - Peru

Criterio	Lag_Óptimo
AIC(n)	5
HQ(n)	2
SC(n)	1
FPE(n)	4

Criterios de información - Brasil

Criterio	Lag_Óptimo
AIC(n)	6
HQ(n)	1
SC(n)	1
FPE(n)	1

Criterios de información - Argentina

Criterio	Lag_Óptimo
AIC(n)	6
HQ(n)	6
SC(n)	2
FPE(n)	3

Criterios de información - Chile

Criterio	Lag_Óptimo
AIC(n)	6
HQ(n)	1
SC(n)	1
FPE(n)	2

Criterios de información - Colombia

Criterio	Lag_Óptimo
AIC(n)	6
HQ(n)	2
SC(n)	1
FPE(n)	2

Anexo 10. Estabilidad del modelo:

```
EVALUACIÓN DEL VAR - Colombia
-- Raíces del polinomio característico --
[1] 0.7672298 0.7215804 0.4982492 0.4104040 0.3885497 0.3885497
✔ Estable: todas las raíces < 1

-- Autocorrelación: Portmanteau Test --
Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object modelo
Chi-squared = 400.38, df = 396, p-value = 0.429

-- Heterocedasticidad: ARCH Test --
ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object modelo
Chi-squared = 1218, df = 5292, p-value = 1

=====
EVALUACIÓN DEL VAR - Peru
-- Raíces del polinomio característico --
[1] 0.5705685 0.5705685 0.5245778 0.2580633 0.2580633 0.1522214
✔ Estable: todas las raíces < 1

-- Autocorrelación: Portmanteau Test --
Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object modelo
Chi-squared = 543.17, df = 396, p-value = 1.198e-06

-- Heterocedasticidad: ARCH Test --
ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object modelo
Chi-squared = 1218, df = 5292, p-value = 1
```

```
EVALUACIÓN DEL VAR - Brasil
-- Raíces del polinomio característico --
[1] 0.68525158 0.40809852 0.40809852 0.39254804 0.24567054 0.03327425
✔ Estable: todas las raíces < 1

-- Autocorrelación: Portmanteau Test --
Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object modelo
Chi-squared = 413.7, df = 396, p-value = 0.26

-- Heterocedasticidad: ARCH Test --
ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object modelo
Chi-squared = 1218, df = 5292, p-value = 1

=====
EVALUACIÓN DEL VAR - Chile
-- Raíces del polinomio característico --
[1] 0.7067037 0.7067037 0.4048077 0.3333411 0.3333411 0.2074689
✔ Estable: todas las raíces < 1

-- Autocorrelación: Portmanteau Test --
Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object modelo
Chi-squared = 416.93, df = 396, p-value = 0.2252

-- Heterocedasticidad: ARCH Test --
ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object modelo
Chi-squared = 1218, df = 5292, p-value = 1
```

Argentina

```
> roots(modelo_var_4)
[1] 0.43382810 0.23900050 0.23900050 0.06219949
>
> library(lmtest)
>
> serial.test(modelo_var_4, lags.pt = 12, type = "PT.asym")

Portmanteau Test (asymptotic)
data: Residuals of VAR object modelo_var_4
Chi-squared = 128.37, df = 176, p-value = 0.9972

>
> # Test ARCH multivariado para verificar varianzas constantes
> arch.test(modelo_var_4, lags.multi = 5, multivariate.only = TRUE)

ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object modelo_var_4
Chi-squared = 564.24, df = 500, p-value = 1
```